

A FECUNDIDADE COMO INDICADOR AVANÇADO DOS CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL

Jorge M. Bravo

Professor da Universidade Nova de Lisboa (NOVA IMS) e da Université Paris-Dauphine PSL; Investigador Integrado do Centro FCT MagIC e Investigador Associado do Centro FCT CEFAE-EU, Lisbon, Portugal,
ORCID: [0000-0002-7389-5103](https://orcid.org/0000-0002-7389-5103), Email: jbravo@novaims.unl.pt

Esta versão de autor corresponde à publicação do INE – Instituto Nacional de Estatística, com a seguinte referência:

Bravo, J. M. (2021). A fecundidade como indicador avançado dos ciclos económicos em Portugal. In Inquérito à Fecundidade: 2019 (2021 ed., pp. 121-149). Instituto Nacional de Estatística. URL: <https://www.ine.pt/xurl/pub/6358344>



Atribuição
CC BY

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

A FECUNDIDADE COMO INDICADOR AVANÇADO DOS CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL

Jorge M. Bravo¹

RESUMO

Os indicadores económicos avançados (simples ou compósitos) não visam necessariamente identificar as causas das fontes de variação do ciclo económico, mas procuram sinalizar pontos de viragem, de aceleração ou de desaceleração na actividade económica. Neste artigo investigamos o poder preditivo dos indicadores de fecundidade para sinalizar pontos de inflexão na tendência de crescimento do Produto Interno Bruto em Portugal. O estudo investiga se e em que medida as decisões de concepção constituem indicadores avançados, coincidentes ou retardados do ciclo económico e qual o nível de desfasamento entre as séries temporais. Em termos metodológicos, são utilizando modelos vectoriais autoregressivos para testar a existência de relações de causalidade de Granger e instantâneas, para avaliar o poder preditivo dos valores desfasados das decisões de fecundidade na previsão do PIB e para projectar as variáveis. Os modelos são calibrados usando as séries temporais trimestrais do número concepções e do PIB no período entre 2000 e 2020. Os resultados empíricos confirmam a existência de uma relação de causalidade de Granger entre a fecundidade e a taxa de crescimento do PIB trimestral e sugerem que a fecundidade é um indicador avançado do ciclo económico antecipando em três trimestres os pontos de inflexão na actividade económica. Os resultados empíricos sugerem que o comportamento da fecundidade em Portugal é pró-cíclico em relação à dinâmica da criação de riqueza.

Palavras-chave: Fecundidade; ciclos económicos; causalidade de Granger; indicadores avançados; métodos de previsão; modelos VAR.

¹ Professor da Universidade Nova de Lisboa (NOVA IMS) e da Université Paris-Dauphine PSL; Investigador Integrado do Centro FCT MagIC e Investigador Associado do Centro FCT CEFAGE-EU, Lisbon, Portugal, ORCID: 0000-0002-7389-5103, Email: jbravo@novaims.unl.pt

1. INTRODUÇÃO²

Os indicadores económicos simples e/ou compósitos são construídos para acompanhar a evolução da actividade económica de um país ou de uma região, antecipando tendências e pontos de viragem nos ciclos de expansão e contracção. Os indicadores podem ser classificados em avançados, se tendem a antecipar temporalmente a mudança do ciclo económico, coincidentes se acompanham a própria dinâmica da actividade económica, e desfasados ou atrasados quando sucedem temporalmente às mudanças de ciclo servindo, muitas vezes, para confirmar ou rejeitar pontos de viragem. Para analisar a conjuntura recorre-se, regra geral, a distintas séries económicas, cada uma delas espelhando o comportamento de aspectos parcelares específicos do funcionamento da economia, que podem apresentar sinais coincidentes ou contraditórios sobre a tendência futura do ciclo (OECD, 2008). Tal acompanha, por um lado, a noção muitas vezes debatida de que a actividade económica pode ser medida de diferentes formas e, por outro, o facto de cada uma das variáveis seleccionadas estar sujeita a erros de medição que podem, contudo, ser mitigados mediante a utilização de indicadores compósitos e/ou combinações estocásticas de modelos de previsão (Bravo e Ayuso, 2020, 2021; Ayuso et al., 2021a,b; Bravo et al., 2021a,b). A construção de indicadores avançados implica: (i) a identificação da variável cíclica de referência (e.g., PIB), (ii) nalguns casos transformar a informação obtida a partir de inquéritos de opinião em métricas quantitativas, (iii) identificar as variáveis que tendem a ser influenciadas por mecanismos semelhantes aos do referente mas mais cedo em termos temporais, (iv) identificar as séries estatísticas que apresentam um comportamento cíclico análogo ao do referente e para as quais existe uma explicação económica plausível, que sejam divulgadas regularmente e sujeitas a revisões pouco frequentes, que permitam assinalar o timing das inversões de ciclo e, frequentemente, (v) envolve a determinação do desfasamento temporal que liga cada indicador à dinâmica do ciclo (Gyomai & Guidetti, 2012). Os indicadores avançados não visam necessariamente identificar as causas das fontes de variação do ciclo económico, mas tão somente sinalizar pontos de viragem e/ou de aceleração ou desaceleração de uma determinada tendência.

A literatura sobre a dinâmica da fecundidade é vasta mas centra-se frequentemente em identificar, entre outros aspectos, os determinantes da fecundidade. Nestes se incluem, entre outros, as mudanças no papel da mulher nas sociedades modernas e a sua crescente participação no mercado de trabalho, as mudanças na estrutura familiar, o desfasamento entre a fecundidade real e a fecundidade desejada, o adiamento das decisões de parentalidade, o declínio da mortalidade infantil, o papel das políticas contraceptivas, a legalização do aborto, o papel das políticas sociais de família,

² Artigo escrito de acordo com a antiga ortografia.

as mudanças nas leis do divórcio, o processo de individualização e secularização da sociedade, as transformações nos valores individuais, sociais e culturais, a importância da fecundidade no quadro das dinâmicas globais da população e dos sistemas de saúde e de protecção social, o papel das interrupções na carreira contributiva, a protecção legal das mulheres no mercado de trabalho, os regimes institucionais de apoio às famílias (Brewster & Rindfuss, 2000; Doepke, 2005; Björklund, 2006; Ananat et al. 2007; Gauthier, 2007; Feyrer et al. 2008; Bongaarts & Sobotka, 2012; Bellido et al., 2014, 2016; Bravo & Coelho, 2019, 2020; Bravo & Herce, 2020; Bravo, 2021a,b).

Do ponto de vista teórico, a literatura sugere que não é consensual o impacto dos ciclos económicos nas decisões de fecundidade. Com efeito, se nuns casos os resultados empíricos apontam para um comportamento pró-cíclico da fecundidade (as crises económicas aumentam em termos relativos o custo de mais um filho, i.e., o efeito-rendimento domina), noutros sugere-se um comportamento contra-cíclico da fecundidade (o custo de oportunidade para as mulheres, principais cuidadores dos filhos, é menor num contexto de recessão e de desemprego, sobretudo se estas pertencerem a grupos socioeconómicos mais desfavorecidos, aumentando a propensão à maternidade) (Becker & Barro, 1988; Sobotka et al. 2011; Kearney & Levine, 2014, Chatterjee & Vogl, 2016; Bellido et al., 2014, 2016, 2019). Nalguns estudos conclui-se que a relação entre a fecundidade e os ciclos económicos é considerada negligenciável atendendo ao longo intervalo de tempo entre a decisão de conceber um filho, a concepção e o nascimento das crianças (Becker, 1960).

Se é verdade que a literatura científica aponta, em muitos casos, para a existência de uma relação entre as decisões de fecundidade e o ciclo económico, ela é praticamente omissa quanto à questão de saber se a fecundidade é um indicador avançado, coincidente ou desfasado da actividade económica. A excepção é o estudo recente de Buckles et al. (2021) que, usando microdados sobre mais de 100 milhões de nascimentos nos Estados Unidos da América, concluem que a taxa de crescimento das concepções começa a diminuir vários trimestres antes do início das recessões económicas, sugerindo que o comportamento da fecundidade é prospectivo e sensível a mudanças nas expectativas de curto prazo sobre a evolução da economia.

Neste artigo investigamos o poder preditivo dos indicadores de fecundidade para sinalizar pontos de inflexão na tendência de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) em Portugal. Em particular, analisamos se e em que medida as decisões de fecundidade constituem indicadores avançados, coincidentes ou retardados do ciclo económico, e qual o nível de desfasamento entre as séries temporais, ou seja, se as decisões de fecundidade traduzem mudanças de curto prazo ou de longo prazo nas condições e expectativas sobre a evolução da economia. Em termos metodológicos, é efectuada uma análise estatística das séries temporais trimestrais do número concepções e do PIB

no período temporal entre 2000 e 2020, avaliando a sua estacionariedade e integração, e são utilizados modelos vectoriais autoregressivos para testar a existência de relações de causalidade instantânea e de Granger, para avaliar o poder preditivo dos valores desfasados das decisões de fecundidade na previsão do PIB e para projectar as variáveis.

Os resultados empíricos do estudo confirmam a existência de uma relação de causalidade de Granger entre a fecundidade e a taxa de crescimento do PIB trimestral e sugerem que as decisões de fecundidade são um indicador avançado do ciclo económico, antecipando em três trimestres os pontos de inflexão na actividade económica. Em relação ao carácter pró-cíclico ou contra-cíclico da relação entre a fecundidade e a criação de riqueza, os resultados obtidos neste estudo sugerem que a fecundidade apresenta um comportamento pró-cíclico, acompanhando com antecipação a tendência de crescimento do PIB. Os resultados indicam ainda que o valor dos multiplicadores de curto e de longo prazo são significativos.

A estrutura do que resta do artigo é a seguinte. Na Secção 2 é detalhada a metodologia e os dados usados. Na secção 3 são apresentados e analisados os resultados empíricos do estudo. A Secção 4 apresenta de forma sumária as principais conclusões da investigação.

2. METODOLOGIA E DADOS

2.1.DADOS

As bases de dados usadas neste estudo compreendem a informação estatística sobre as séries históricas do número de nados-vivos e de fetos mortos registados entre Janeiro de 2000 e Dezembro de 2020, desagregadas por mês e sexo, as séries históricas das interrupções voluntárias da gravidez desagregadas por motivo da interrupção, as séries temporais trimestrais do Produto Interno Bruto a preços de mercado (dados encadeados em volume, Base 2016) relativas ao mesmo período, e as séries temporais mensais da taxa de desemprego ajustada dos efeitos da sazonalidade da população activa com idade compreendida entre os 15 e os 74 anos, desagregada por sexo, referente ao período entre Janeiro de 2000 e Dezembro de 2020. As fontes dos dados são o Instituto Nacional de Estatística (INE), o Banco de Portugal (BdP) e a Direcção Geral da Saúde (DGS).

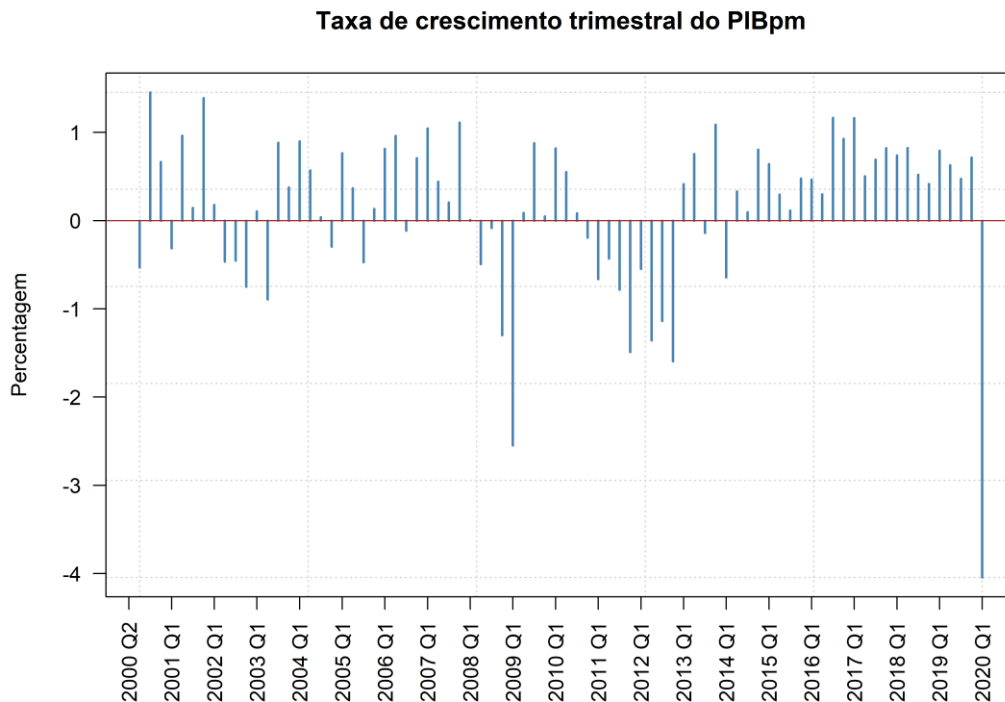
Para medir a dinâmica do ciclo económico utilizamos duas variáveis: (i) a taxa de crescimento do PIBpm real trimestral; (ii) a taxa de desemprego ajustada dos efeitos da sazonalidade da população activa com idade compreendida entre os 15 e os 74 anos. A opção pela utilização de informação mais frequente intra-anual contrasta com a maioria dos estudos efectuados internacionalmente sobre o carácter pró-cíclico ou contra-cíclico da fecundidade, que se baseiam normalmente em dados

anuais e não têm em conta os efeitos das variações intra-anuais no ciclo económico nas decisões de fecundidade.

Para quantificar a dinâmica das decisões de fecundidade é construída uma variável referente ao número de concepções (fecundações) desejadas por mês, calculada considerando o número de nados-vivos, o período normal de gestação da gravidez, o número de fetos mortos e o número de interrupções voluntárias da gravidez (IVG) reportadas (exceptuando as efectuadas por opção da mulher até às 10 semanas e as gravidezes resultantes de crime contra a liberdade e autodeterminação sexual por se considerarem concepções indesejadas). Esta variável apresenta, por definição, um desfasamento natural face ao número observado de nados-vivos e face ao momento em que se toma a decisão de conceber um filho, que é por definição uma decisão com grande alcance prospectivo.

A Figura 1 representa a taxa de crescimento em cadeia do PIBpm real trimestral no período entre o 1º trimestre de 2000 e 1º trimestre de 2020.

Figura 1: Taxa de crescimento do PIBpm real trimestral, Portugal, 2000-2020



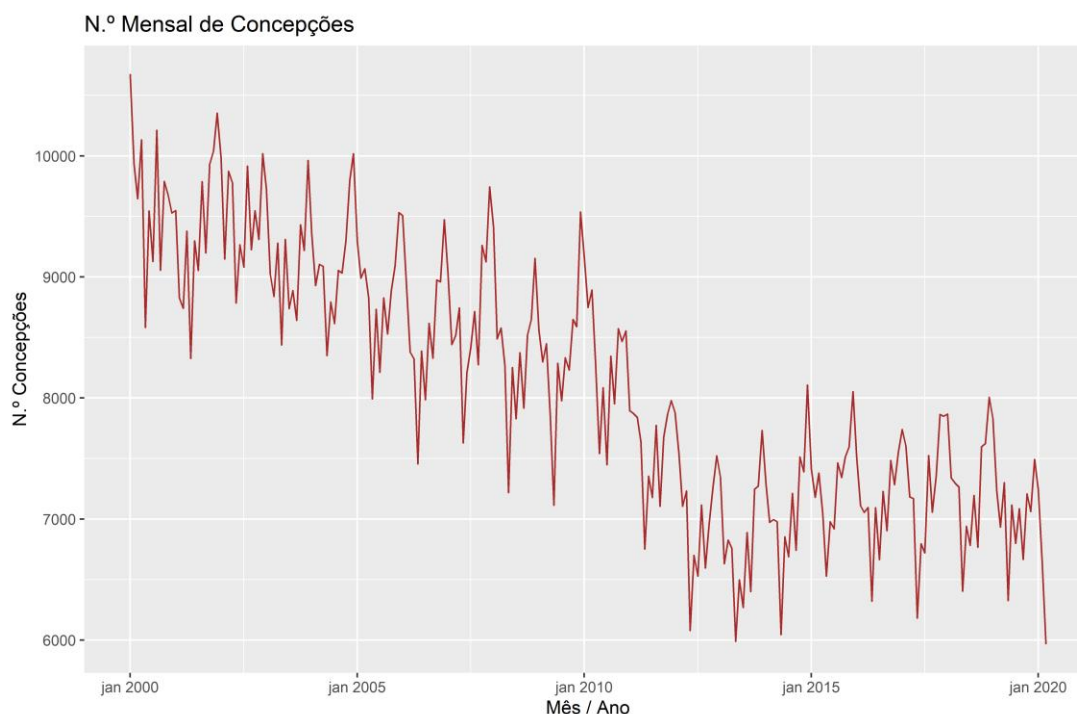
Fonte: Cálculos próprios com base nas séries temporais do PIBpm (dados encadeados em volume, Base 2016).

Nela se podem observar, de forma clara, os ciclos económicos clássicos verificados nas últimas duas décadas em Portugal, alternando expansão e contracção da actividade económica, assim como

de forma menos tangível os ciclos de crescimento referentes a períodos alternados de aceleração e de desaceleração do crescimento. As principais contracções da actividade económica verificadas neste período referem-se ao período entre o 1º trimestre de 2002 e o 1º trimestre de 2003, ao período entre o 1º trimestre de 2008 e o 1º trimestre de 2009, que coincidiu com o eclodir da crise financeira e económica mundial despoletada pelos problemas verificados no mercado de crédito hipotecário de alto risco (*subprime*) nos Estados Unidos da América, ao período compreendido entre o 3º trimestre de 2010 e o último trimestre de 2012, que percorre o período da crise da dívida soberana na União Europeia e parte do período relativo ao Programa de Ajustamento Económico e Financeiro assinado com a “Troika” (Comissão Europeia, BCE e FMI) e, por fim, o período relativo ao início da recessão económica provocada pela pandemia da COVID-19. Nela se assinala igualmente o período de recuperação da actividade económica registado após o fim do programa de ajustamento da Troika e dos problemas no mercado de dívida pública.

A Figura 2 reporta a evolução da estimativa do número mensal de concepções nas últimas duas décadas. Nela se observa uma importante tendência decrescente nas decisões de fecundidade em Portugal, que aprofunda os baixos indicadores de fecundidade e natalidade no país, com uma redução de aproximadamente 40% nos últimos 20 anos e alguma estabilização desde 2012.

Figura 2: Estimativa do número mensal de concepções, Portugal, 2000-2020



Fonte: Cálculos próprios com base nas séries temporais do número de nados-vivos, de fetos mortos e de IVG.

Assinala-se igualmente a marcada sazonalidade na fecundidade, persistente e robusta mesmo num cenário de tendência decrescente no número de concepções, com picos de concepções nos meses de Janeiro, Maio, Agosto e Setembro. O fenómeno da sazonalidade é, aliás, comum noutros fenómenos demográficos, por exemplo, no número de casamentos ou na mortalidade (Bravo & El Mekkaoui de Freitas, 2018; Ashofteh & Bravo, 2021; Bravo & Nunes, 2021).

2.2.METODOLOGIA

2.2.1. ANÁLISE DA ESTACIONARIEDADE E INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES

A maior parte dos testes estatísticos usados na avaliação de relações de causalidade pressupõe a estacionariedade das séries temporais. Neste sentido, a primeira etapa na análise consiste em verificar a estacionariedade e a integração das séries temporais do PIB real trimestral, do número de concepções e da taxa de desemprego e a eventual necessidade de efectuar transformações às variáveis (e.g., aplicar diferenças ou diferenças sazonais). Recordamos que as séries temporais são consideradas estacionárias quando todas as características do comportamento do processo estocástico se mantêm no tempo, em particular quando a sua média e variância são constantes e quando a covariância entre dois valores da série é função apenas da distância temporal que as separa e não do momento cronológico em que as variáveis são observadas. Para analisar a estacionariedade e integração das séries recorreremos aos testes de raízes unitárias Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), em conjunto com a análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial e com o teste de Portmanteau (também conhecido por Ljung-Box Q test).

Seja $\{Y_t, t \in W\}$ um processo estocástico gaussiano estacionário (em covariância ou de segunda ordem ou em sentido fraco) com média μ e função de auto-covariância (FACV) para o *lag* h definida por $\gamma_h = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-h} - \mu)]$ finita e constante. Os coeficientes de autocorrelação de uma série de valores são definidos por:

$$\rho_h = \frac{\gamma_h}{\gamma_0}, \quad h = 1, 2, \dots, k, \quad (1)$$

onde γ_h denota a FACV desfasada h períodos e γ_0 representa a variância da série. Nos testes empíricos substitui-se a equação (1), válida para a população, pela sua equivalente amostral numa amostra de dimensão m . A hipótese nula do teste $H_0: \rho_h = 0$ ($h = 1, \dots, k$) é contrastada com a alternativa $H_1: \rho_h \neq 0$ usando um teste de Wald. O teste à hipótese nula de que todos os coeficientes de autocorrelação até ao *lag* k são nulos $H_0: \rho_h = 0 \quad \forall h$ ($h = 1, \dots, k$) é feito com base no teste de Portmanteau e na estatística de teste Q_k

$$Q_k = m(m+2) \sum_{h=1}^S \frac{\gamma_h^2}{m-h} \sim \chi_S^2, \quad h = 1, 2, \dots, k, \quad (2)$$

que segue aproximadamente uma distribuição de Chi-quadrado.

Para verificar, quer a existência de raízes unitárias, quer a ordem de integração das séries temporais, são realizados os testes ADF e PP (Dickey & Fuller, 1979, 1981, 1984, 1987; Phillips & Perron, 1988). No caso do teste ADF, para cada uma das séries foram testadas três especificações diferentes relativas à parte determinística do modelo, a saber:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \pi y_{t-1} + \sum_{h=1}^k \gamma_h \Delta y_{t-h} + u_{1t}, \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi y_{t-1} + \sum_{h=1}^k \gamma_h \Delta y_{t-h} + u_{2t}, \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{h=1}^k \gamma_h \Delta y_{t-h} + u_{3t}, \quad (5)$$

Os testes de PP diferenciam-se dos testes ADF por assentarem numa estrutura não paramétrica, por acomodarem uma estrutura de dependência mais fraca e por admitirem heterogeneidade do termo erro do processo estocástico. São efectuados testes para as variáveis em níveis e em primeiras diferenças, e para a taxa de crescimento do PIB real trimestral e para a taxa de crescimento homólogo do número de concepções. Para detectar a presença de raízes unitárias sazonais (*seasonal unit root tests*), foi usado o denominado HEGY test (Hylleberg et al., 1990). Na aplicação dos testes, a selecção do nível óptimo do *lag* assentou no critério de Akaike (AIC).

2.2.2. MODEL VECTORIAL AUTOREGRESSIVO (VAR)

Para analisar as relações de interdependência entre as variáveis e para avaliar o impacto de choques estocásticos incidindo sobre uma variável do sistema no equilíbrio global recorreremos a modelos vectoriais autoregressivos (modelos VAR). Seja $r_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{kt})'$ uma série temporal multivariada composta por k componentes num determinado momento t . Um processo VAR de ordem p , VAR(p), $p > 0$ pode ser especificado mediante

$$r_t = \Phi_0 + \Phi_1 r_{t-1} + \dots + \Phi_p r_{t-p} + e_t \quad (6)$$

onde Φ_0 denota um vector de dimensão k , Φ_j são matrizes de dimensão $k \times k$ ($j = 1, \dots, p$) e e_t é um processo estocástico ruído branco constituído por vectores aleatórios i.i.d. com média nula e matriz de covariância Σ_e . No caso particular de um modelo VAR(2) com duas variáveis aleatórias, i.e., de um sistema de duas equações simultâneas, o modelo pode ser representado de forma matricial compacta da seguinte forma

$$r_t = \Phi_0 + \Phi_1 r_{t-1} + \Phi_2 r_{t-2} + \dots + \Phi_p r_{t-p} + e_t \quad (7)$$

com

$$r_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \quad \Phi_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}, \quad \Phi_i = \begin{bmatrix} a_{i,11} & a_{i,12} \\ a_{i,21} & a_{i,22} \end{bmatrix} \quad i = 1, \dots, p, \quad e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

onde se assume que os erros não estão correlacionados entre si. Os modelos são estimados através do método de máxima verosimilhança. A determinação da ordem óptima do modelo é feita, assumindo que e_t segue uma distribuição Normal multivariada, com recurso aos critérios de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), de Schwartz (SC), e ao erro final de previsão (FPE) (Lütkepohl, 2006). Estes critérios são definidos por

$$AIC(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{2}{T} pK^2, \quad (9)$$

$$HQ(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{2 \log(\log(T))}{T} pK^2, \quad (10)$$

$$SC(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{\log(T)}{T} pK^2, \quad (11)$$

$$FPE(p) = \left(\frac{T + p^*}{T - p^*} \right)^K \det(\tilde{\Sigma}_u(p)). \quad (12)$$

onde $\tilde{\Sigma}_u(p)$ denota a estimativa da matriz de variâncias-covariâncias para o modelo de ordem p , e p^* é o número de parâmetros em cada equação. O diagnóstico e validação do modelo estimado são feitos verificando se todos os parâmetros estimados são estatisticamente significativos, confirmando se os resíduos não apresentam autocorrelação ou heterocedasticidade e se se comportam como um ruído branco, e testando ainda a existência de quebras estruturais.

2.2.3. TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Para avaliar a existência de relações de causalidade – ou de causa-efeito – entre a fecundidade e os indicadores de ciclo económico socorremo-nos dos testes de causalidade de Granger (1969). Dadas

duas séries temporais X e Y , o teste de causalidade de Granger visa determinar se os valores passados (desfasados) de X_{t-h} contribuem para ajudar a prever (determinar) os valores de Y independentemente dos valores passados de Y_{t-h} , ou vice-versa. O teste não pretende avaliar a existência de relações de causa-efeito no sentido literal, i.e., de endogeneidade, limitando-se a oferecer evidência estatística sobre a existência de correlação entre as variações passadas de uma variável e a outra variável, i.e., sobre a existência de precedências temporais. Os seus resultados permitem concluir sobre a existência de relações de causalidade unidireccional, de feedback ou de causalidade bidireccional ou ainda de independência, no sentido de Granger ou instantânea (contemporânea).

No caso particular de um modelo com apenas duas variáveis e iguais níveis de desfasamento, o modelo a estimar é o seguinte

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{h=1}^s \eta_h X_{t-h} + \sum_{j=1}^s \xi_j Y_{t-j} + \epsilon_{1t}, \quad (13)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^g \kappa_h X_{t-h} + \sum_{j=1}^g v_j Y_{t-j} + \epsilon_{2t}, \quad (14)$$

onde ϵ_{1t} e ϵ_{2t} se assumem não correlacionados. A confirmação da hipótese nula $H_0: \sum_{j=1}^s \xi_j \neq 0$ e $\sum_{h=1}^g \kappa_h = 0$ valida a existência de uma relação de causalidade unidireccional de Y para X . A confirmação da hipótese nula $H_0: \sum_{h=1}^g \kappa_h \neq 0$ e $\sum_{j=1}^s \xi_j = 0$ valida a existência de uma relação de causalidade unidireccional de X para Y . Se o conjunto das estimativas dos parâmetros η e ξ for estatisticamente diferente de zero valida-se a existência de causalidade bidireccional entre as variáveis. No caso último das estimativas dos parâmetros η e ξ não se revelarem estatisticamente diferentes de zero, conclui-se pela independência das variáveis.

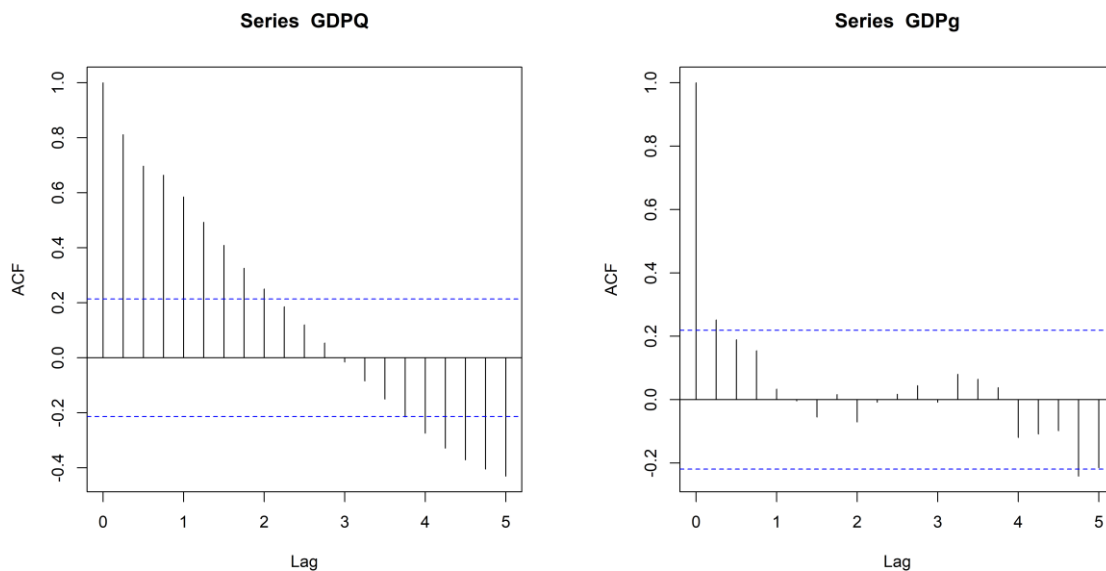
No caso de se confirmar a existência de relações de causalidade de Granger entre as variáveis é possível estimar uma função impulso-resposta (*impulse-response function*) evidenciando os efeitos de choques nas variáveis no equilíbrio do sistema de equações. Estas funções permitem, por exemplo, calcular a direcção e a magnitude do efeito induzido por um choque marginal numa das variáveis registado no período t sobre si mesma e sobre as demais variáveis em períodos subsequentes. As estimativas dos modelos e a análise inferencial dos resultados foram efectuadas com recurso a uma rotina informática especialmente construída usando o software estatístico R.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

3.1. ESTACIONARIEDADE E INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES

Apresentamos nesta secção uma síntese dos resultados da análise à estacionariedade e integração das séries temporais do PIB e do número de concepções.³ Em todos os casos a análise partiu dos valores em níveis, aplicando-se sempre que estatisticamente justificado o operador de diferenças simples ou sazonal. A Figura 3 representa as estimativas dos coeficientes de autocorrelação total (ACF) da série temporal do PIBpm real trimestral em níveis (painel da esquerda, GDPQ) e da série temporal da taxa de crescimento trimestral do PIB (painel da direita, GDPg), juntamente com os respectivos limites dos intervalos de confiança a 95%. Como se observa, a série do PIB real trimestral é claramente não estacionária ou integrada, uma hipótese confirmada pela aplicação do teste de Portmanteau. Pelo contrário, as estimativas dos coeficientes de autocorrelação total para a série da taxa de crescimento trimestral do PIB sugerem que a série é estacionária ou não integrada.

Figura 3: Correlograma das funções de autocorrelação do PIB real trimestral



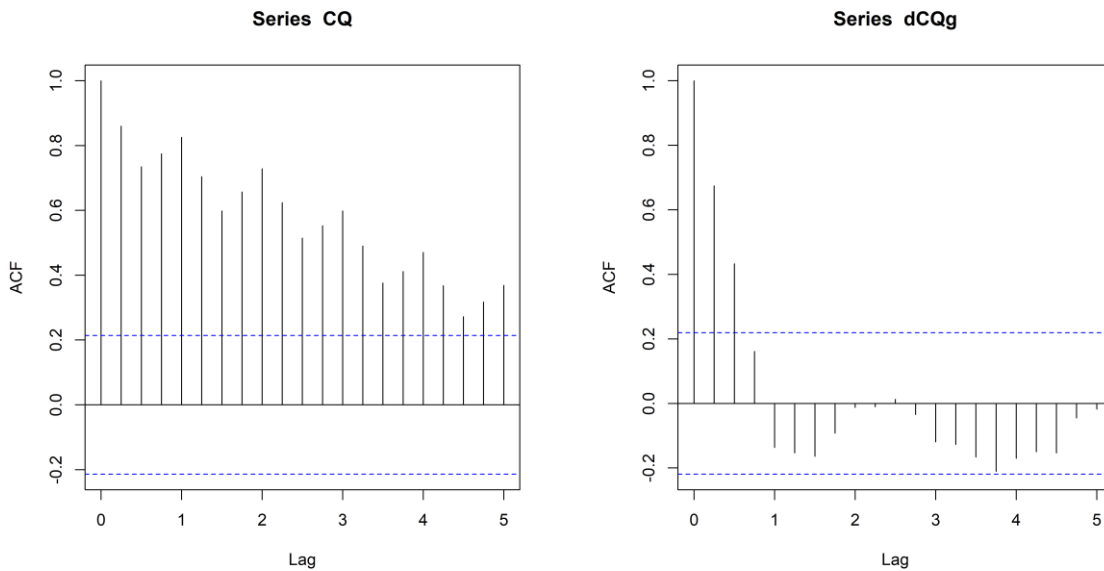
Fonte: Cálculos próprios.

A Figura 4 representa as estimativas dos coeficientes de autocorrelação total da série temporal trimestral do número de concepções, valores em níveis (painel da esquerda, CQ), e da série temporal da taxa de crescimento trimestral homóloga das concepções (painel da direita, dCQg),

³ Por razões de espaço, não apresentamos neste estudo os resultados empíricos dos testes usando a taxa de desemprego como indicador do ciclo económico.

juntamente com os respectivos limites dos intervalos de confiança a 95%. A série temporal trimestral do número de concepções é claramente não estacionária e evidencia forte sazonalidade, uma hipótese confirmada pela aplicação dos testes de raízes unitárias sazonais de Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY) (Hylleberg et al., 1990). Pelo contrário, as estimativas ACF da taxa de crescimento trimestral homóloga do número de concepções indicam a estacionariedade da série, um resultado cuja confirmação será feita através dos testes de raízes unitárias.

Figura 4: Correlograma das funções de autocorrelação do número trimestral de concepções



Fonte: Cálculos próprios.

Os Quadros 1 e 2 resumem os principais resultados da aplicação dos testes ADF à existência de raízes unitárias e séries integradas nas séries temporais da taxa de crescimento real trimestral do PIB e da taxa de crescimento trimestral homóloga do número de concepções, respectivamente. Relativamente à variável escolhida para representar o ciclo económico, os testes ADF permitem concluir, para um nível de significância de 5%: (i) no modelo com tendência temporal e *drift*, pela rejeição da existência de uma raiz unitária e pela não rejeição da hipótese nula de ausência de tendência temporal e de *drift*; (ii) no modelo apenas com *drift*, conclui-se pela rejeição da hipótese nula da existência de uma raiz unitária e de uma componente determinística na série; (iii) no modelo sem *drift* (equação 5), pela rejeição da hipótese nula da existência de uma raiz unitária, pelo que a série é considerada estacionária e sem tendência.

Relativamente à taxa de crescimento homóloga trimestral do número de concepções, os testes ADF permitem concluir, para um nível de significância de 5%: (i) no modelo com tendência temporal e *drift*, pela não rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária, e pela ausência de *drift* e de tendência temporal no modelo; (ii) no modelo apenas com *drift*, pela rejeição da hipótese nula da existência de uma raiz unitária e de uma componente determinística na série; (iii) no modelo sem *drift* (equação 5), pela rejeição da hipótese nula da existência de uma raiz unitária, pelo que a série é considerada estacionária e sem tendência.⁴

A Figura 5 representa a ACF e a PACF dos resíduos da estimação do teste ADF para a taxa de crescimento do PIB, sinalizando a ausência de autocorrelação nos resíduos da regressão.

Quadro 1: Taxa de Crescimento Real Trimestral do PIB: ADF Unit Root Test

Modelo com tendência e *drift* (Equação 3)

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
β_1	8.222e-04	1.979e-03	0.415	0.679059
β_2	-1.042e-05	4.303e-05	-0.242	0.809283
π	-5.370e-01	1.534e-01	-3.502	0.000787 ***
γ_1	-1.404e-01	1.395e-01	-1.007	0.317226
Estatística de Teste		1%	5%	10%
τ_3	-3.5017	-4.04	-3.45	-3.15
ϕ_2	4.3958	6.50	4.88	4.16
ϕ_3	6.3721	8.73	6.49	5.47

Modelo com *drift* (Equação 4)

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
β_1	0.0004092	0.0009989	0.410	0.683237
π	-0.5417314	0.1511423	-3.584	0.000599 ***
γ_1	-0.1379279	0.1382050	-0.998	0.321491
Estatística de Teste		1%	5%	10%
τ_2	-3.5842	-3.51	-2.89	-2.58
ϕ_1	6.6479	6.70	4.71	3.86

Modelo sem componente determinística (Equação 5)

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
π	-0.5236	0.1437	-3.643	0.00049 ***
γ_1	-0.1461	0.1360	-1.074	0.28624
Estatística de Teste		1%	5%	10%
τ_1	-3.6433	-2.6	-1.95	-1.61

Fonte: Cálculos próprios. Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1.

⁴ Idêntico procedimento foi adoptado para a variável taxa de desemprego da população masculina e número mensal das concepções. Por razões de espaço, os resultados não são apresentados no texto.

Quadro 2: Taxa de Crescimento Homóloga Trimestral do N.º Concepções: ADF Unit Root Test

Modelo com tendência e *drift* (Equação 3)

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
β_1	-5.412e-03	8.072e-03	-0.670	0.50465
β_2	-1.592e-05	1.657e-04	-0.096	0.92372
π	-3.067e-01	9.518e-02	-3.223	0.00189 **
γ_1	5.072e-02	1.190e-01	0.426	0.67125
Estatística de Teste		1%	5%	10%
τ_3	-3.2229	-4.04	-3.45	-3.15
ϕ_2	3.6418	6.50	4.88	4.16
ϕ_3	5.4386	8.73	6.49	5.47

Modelo com *drift* (Equação 4)

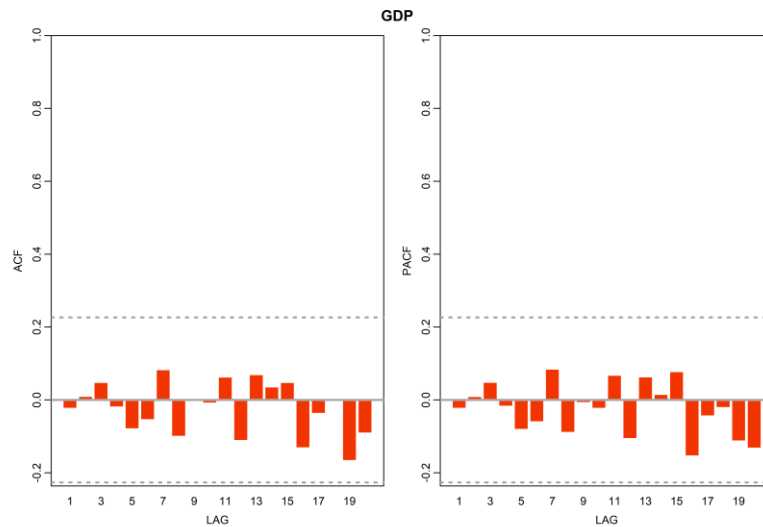
Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
β_1	-0.006085	0.003975	-1.531	0.1300
π	-0.308424	0.092937	-3.319	0.0014 **
γ_1	0.051906	0.117609	0.441	0.6602
Estatística de Teste		1%	5%	10%
τ_2	-3.3187	-3.51	-2.89	-2.58
ϕ_1	5.5311	6.70	4.71	3.86

Modelo sem componente determinística (Equação 5)

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
π	-0.25148	0.08592	-2.927	0.00451 **
γ_1	0.02553	0.11736	0.218	0.82835
Estatística de Teste		1%	5%	10%
τ_1	-2.927	-2.6	-1.95	-1.61

Fonte: Cálculos próprios. Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1.

Figura 5: ACF e PACF dos resíduos da estimação do teste ADF para a taxa de crescimento do PIB



Fonte: Cálculos próprios.

3.2. ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR(p)

O Quadro 3 sintetiza o valor dos critérios de selecção da ordem (*lag*) óptima do modelo VAR para diferentes níveis de desfasamento $h \in [1,4]$. A análise do quadro permite verificar que os quatro critérios aconselham a escolha de um modelo VAR(1) para modelizar as equações simultâneas da taxa de crescimento real trimestral do PIB e da taxa de crescimento homóloga trimestral do número de concepções, valor que foi finalmente adoptado na respectiva estimação.

Quadro 3: Estimativa do nível óptimo da ordem do modelo VAR(p)

Critério	Lag			
	1	2	3	4
AIC(n)	-16.58022	-16.47316	-16.42654	-16.56518
HQ(n)	-16.50262	-16.34383	-16.24548	-16.33239
SC(n)	-16.38438	-16.14676	-15.96958	-15.97766
FPE(n)	6.30016E-08	7.01504E-08	7.35664E-08	6.41492E-08

Fonte: Cálculos próprios. Modelo VAR considerando as equações simultâneas das variáveis GDPg e dCQg.

Na sequência da análise anterior, considerou-se um modelo VAR(1) com constante e sem tendência temporal. Os resultados da estimação do modelo são apresentados no Quadro 4. A análise dos resultados permite verificar, em primeiro lugar, que a estimativa do coeficiente da taxa de variação homóloga trimestral no número de concepções (desfasado um período) na equação da taxa de variação do PIB real trimestral é positiva e estatisticamente significativa a um nível de significância de 5%, sugerindo que a aceleração ou desaceleração no indicador de fecundidade ajuda a explicar as variações na taxa de crescimento do PIB. Em segundo, constata-se que a estimativa do coeficiente da taxa de variação do PIB na equação de dCQg não é estatisticamente significativa, sugerindo numa primeira apreciação que as variações passadas do PIB trimestral não constituem um bom previsor das oscilações na fecundidade.

Os resultados dos testes de diagnóstico do modelo VAR(1) validam a ausência de autocorrelação nos resíduos do modelo. O valor da estatística do teste de Portmanteau (assimptótico) obtido foi de 37.314, donde decorre um p-value de 0.7518. As Figuras A1 e A2 em anexo complementam esta conclusão e sintetizam a análise dos resíduos da equação de GDPg e de dCQg do modelo VAR(1). Os resultados do teste do multiplicador de Lagrange multivariado (*multivariate ARCH-LM test*) para a hipótese nula de homocedasticidade nos resíduos permitem concluir pela ausência de heterogeneidade (estatística de teste: 112.96; df = 108; p-value = 0.3527). Por fim, o diagnóstico do modelo contra a existência de quebras de estrutura (teste CUSUM) nas séries temporais (Brown et al., 1975) permite concluir pela estabilidade do modelo (Figura 6).

Quadro 4: Resultados da estimação do modelo VAR

Endogenous variables: GDPg, dCQg

Deterministic variables: const

Sample size: 79

Log Likelihood: 433.26

Roots of the characteristic polynomial: 0.7274 0.1635

Estimation results for equation GDPg

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
Const	0.001944	0.001109	1.753	0.0837.
$GDPg_{t-1}$	0.228837	0.137497	1.664	0.1002
$dCQg_{t-1}$	0.051975	0.024297	2.139	0.0356 *

Residual standard error: 0.008377 on 76 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.1403, Adjusted R-squared: 0.1177

F-statistic: 6.204 on 2 and 76 DF, p-value: 0.003194

Estimation results for equation dCQg

Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
Const	-0.008187	0.004217	-1.942	0.0559 .
$dCQg_{t-1}$	0.662044	0.092382	7.166	4.26e-10 ***
$GDPg_{t-1}$	0.626911	0.522794	1.199	0.2342

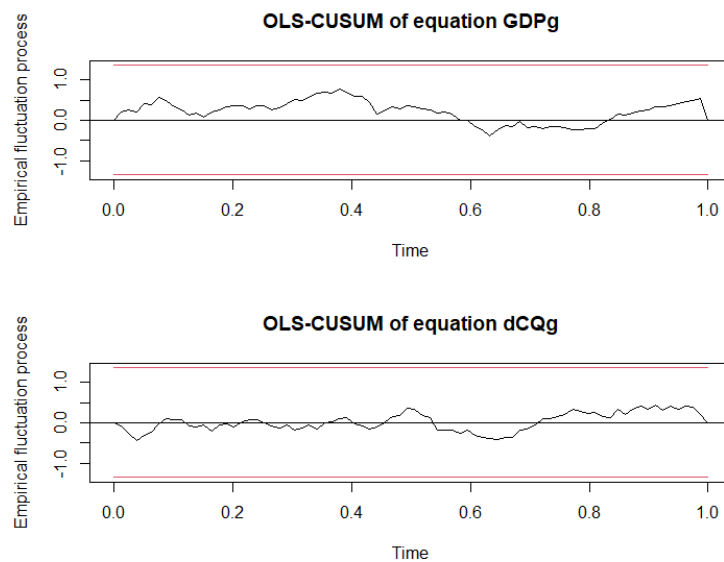
Residual standard error: 0.03185 on 76 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.4873, Adjusted R-squared: 0.4738

F-statistic: 36.12 on 2 and 76 DF, p-value: 9.438e-12

Fonte: Cálculos próprios. Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1.

Figura 6: Modelo VAR(1): CUSUM Test



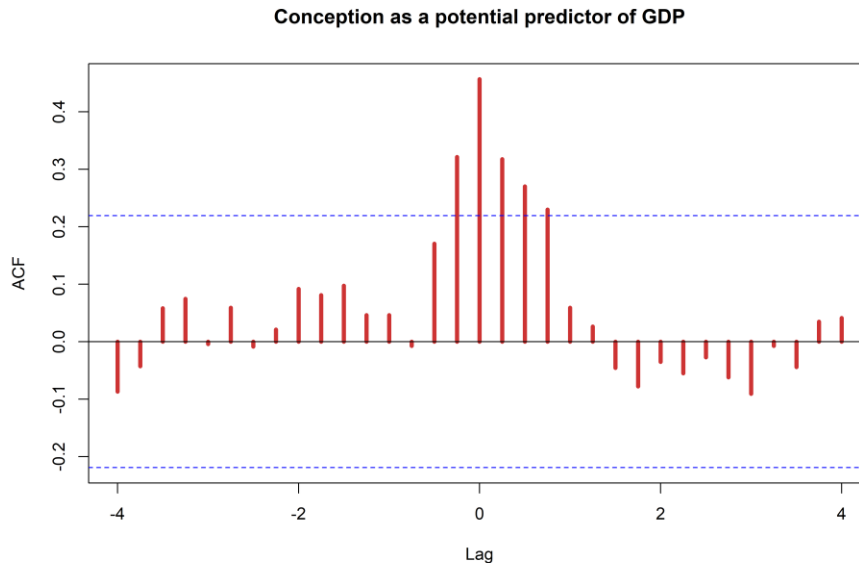
Fonte: Cálculos próprios.

3.3. RELAÇÕES DE CAUSALIDADE ENTRE O PIB E A FECUNDIDADE

Para apreciar as relações de causalidade (e.g., *referent vs. response*, *leading vs. following*) entre a fecundidade e os indicadores de ciclo económico, apresentamos abaixo as estimativas dos coeficientes de autocorrelação cruzada (Figura 7) e os resultados dos testes para a identificação de causalidade de Granger e de causalidade instantânea assentes no modelo VAR estimado. Relativamente aos coeficientes de autocorrelação cruzada, recordamos que quando um ou mais valores de X_{t+h} ($h < 0$) é previsor (antecipa, precede temporalmente) de Y_t diz-se que X explica (*leads*) Y . Dito de outra forma, X fornece com antelaboração informação sobre a trajetória futura de Y . Pelo contrário, quando um ou mais valores de X_{t+h} ($h > 0$) é previsor de Y_t diz-se que X sucede temporalmente a Y (X *lags* Y), i.e., X exibe um comportamento avançado face à série de referência. Valores significativos dos coeficientes para $h = 0$ sugerem um comportamento coincidente com a série de referência.

A análise da função de autocorrelação cruzada na Figura 7 permite concluir que os coeficientes estatisticamente mais significativos se situam em torno (imediatamente antes e depois) da observação contemporânea, ou seja, sugerem a existência de causalidade (correlação) contemporânea e potenciais relações de causalidade bidireccional.

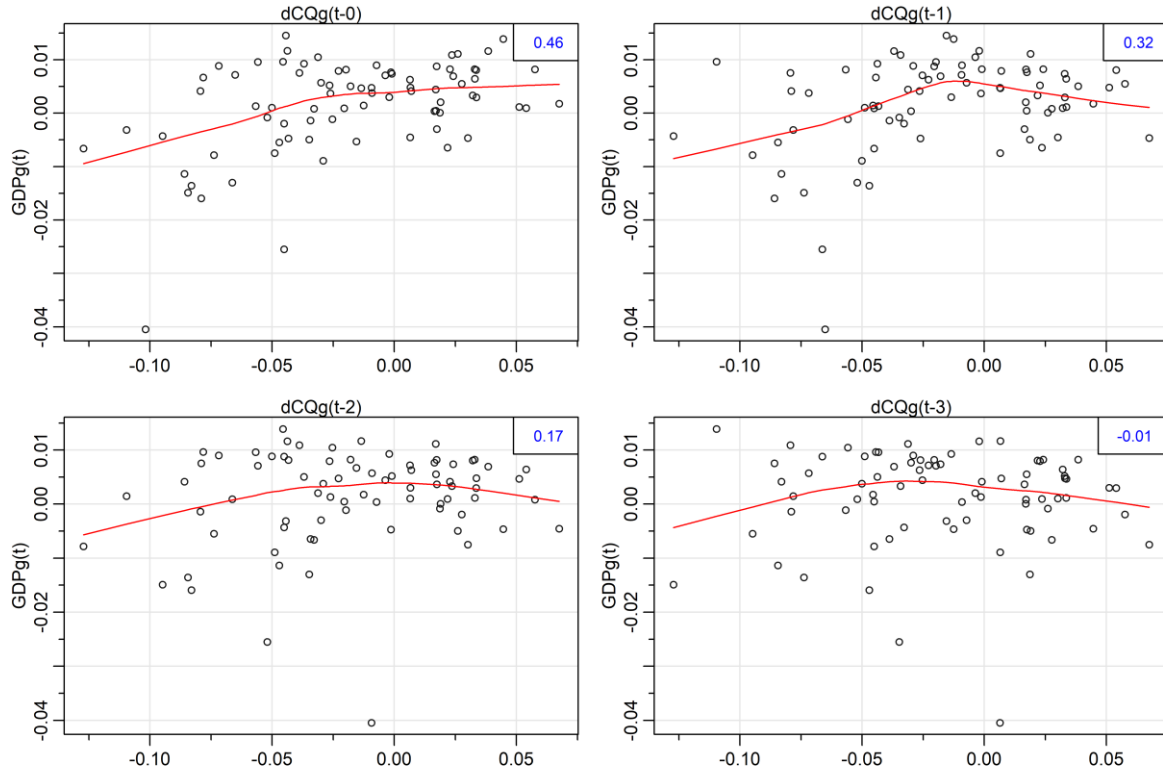
Figura 7: Coeficientes de autocorrelação cruzada entre o PIB e o N.º de Concepções



Fonte: Cálculos próprios. **Nota:** São usadas as séries temporais estacionárias da taxa de crescimento real trimestral do PIB (GDPg) e da taxa de crescimento homólogo trimestral do número de concepções (dCQg).

A Figura 8 detalha a distribuição dos valores das séries temporais desfasadas de $dCQg$ e do valor contemporâneo da taxa de crescimento do PIB. Observa-se a existência de uma relação positiva entre a taxa de crescimento do PIB e os valores de $dCQg$ contemporâneos e precedentes temporalmente, ou seja, as oscilações no indicador de fecundidade antecipam em dois a três trimestres as mudanças na tendência de crescimento do PIB.

Figura 8: Scatterplots de $GDPg_t$ vs $dCQg_{t+h}$ ($h < 0$)



Fonte: Cálculos próprios.

O Quadro 5 sintetiza os principais resultados dos testes de causalidade de Granger e de causalidade instantânea entre a taxa de crescimento real trimestral do PIB e a taxa de crescimento homóloga trimestral no número de concepções. No que respeita à hipótese nula de ausência de causalidade de Granger entre o indicador de fecundidade e a taxa de crescimento do PIB, a estatística de teste (4.576) e o respectivo p-value (0.03402) permitem concluir pela sua rejeição a um nível de significância de 5%. Dito de outro modo, os resultados dos testes estatísticos confirmam a existência de causalidade de Granger entre as variações na fecundidade e as oscilações no ciclo económico. O mesmo resultado é obtido, ainda com maior significância estatística, nos testes de causalidade instantânea entre a taxa de crescimento do número de concepções e a dinâmica do PIB

(F-test: 7.4011; p-value: 0.006519). Estes resultados, obtidos usando informação trimestral agregada e não microdados, são consistentes com os obtidos por Buckles et al. (2021) para os Estados Unidos da América.

Quadro 5: Testes de Causalidade de Granger e Causalidade Instantânea

Hipótese nula H_0	F-Test	p-value
dCQg do not Granger-cause GDPg	4.576	0.03402
No instantaneous causality between: dCQg and GDPg	7.4011	0.006519
GDPg do not Granger-cause dCQg	1.438	0.2323
No instantaneous causality between: GDPg and dCQg	7.4011	0.006519

Fonte: Cálculos próprios.

No que respeita à hipótese nula inversa de ausência de causalidade de Granger entre a taxa de crescimento real trimestral do PIB e o indicador de fecundidade, os resultados do teste não nos permitem rejeitar essa hipótese para um nível de significância de 10% (F-test: 1.438; p-value: 0.2323), ou seja, não confirmam a existência de causalidade de Granger bidireccional entre os indicadores económico e de fecundidade. Mantém-se, contudo, a já referida relação de causalidade instantânea (contemporânea).

O Quadro 6 sintetiza os resultados da estimação de um modelo ARMAX autoregressivo com desfasamento dinâmico finito (*distributed lag model*), completando o leque de métodos utilizados neste estudo para analisar a dinâmica do indicador de fecundidade face à série de referência da taxa de crescimento trimestral do PIB. Foram testados modelos com diferentes níveis de desfasamento até 12 períodos, apresentando-se apenas o modelo com melhor ajuste.

Os resultados da estimação confirmam que os valores desfasados da taxa de crescimento do número de concepções explicam a dinâmica da taxa de crescimento do PIB com um *lag* de até três trimestres, i.e., sugerem que as decisões de fecundidade são um indicador avançado do ciclo económico. Em relação ao carácter pró-cíclico ou contra-cíclico da relação entre a fecundidade e a criação de riqueza, o sinal das estimativas dos coeficientes sugere que a fecundidade tem um comportamento pró-cíclico, acompanhando com antecipação a evolução do PIB. As estimativas dos coeficientes apresentadas no Quadro 6 sugerem que em cenários de expansão económica, as decisões de fecundidade antecipam e acompanham de forma pró-cíclica e com relativamente pouco atraso – até três trimestres na taxa de crescimento homóloga do número de concepções – o

crescimento do PIB, e que o valor dos multiplicadores de curto e de longo prazo são significativos. A Figura 9 completa a análise apresentando, a título ilustrativo, as funções de impulso e resposta para um choque na taxa de crescimento trimestral do número de concepções.

Quadro 6: Resultados da estimação do modelo ARMAX com desfasamento dinâmico finito

$$\text{Regression equation: } GDPg_t = \text{const} + GDPg_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \beta_h dCQg_{t-h}$$

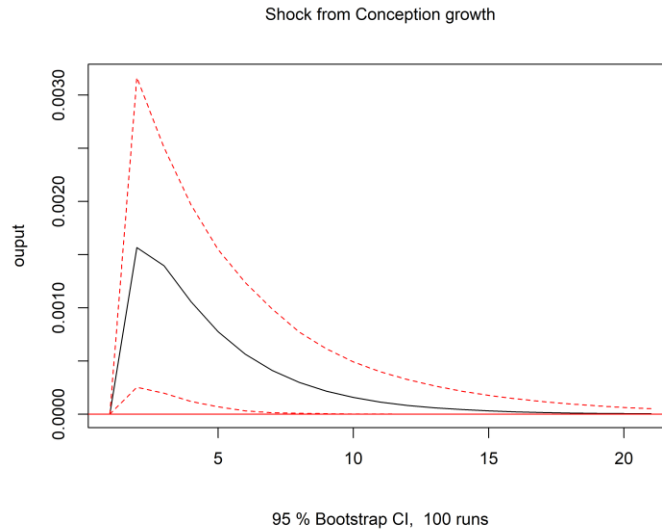
Coefficients	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
Const	0.001255	0.001127	1.114	0.2690
$GDPg_{t-1}$	0.250555	0.140234	1.787	0.0782 .
$dCQg_{t-1}$	0.065123	0.031658	2.057	0.0433 *
$dCQg_{t-2}$	0.013724	0.037091	0.370	0.7125
$dCQg_{t-3}$	0.051254	0.030419	1.685	0.0963 .

Residual standard error: 0.008225 on 72 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1885, Adjusted R-squared: 0.1434

F-statistic: 4.182 on 4 and 72 DF, p-value: 0.00422 Sample size: 80

Figura 9: Funções de Impulso e Resposta do PIB em relação a um choque de fecundidade



Fonte: Cálculos próprios.

4. CONCLUSÃO

Este artigo analisa de forma exploratória a relação entre os ciclos económicos e o comportamento da fecundidade em Portugal usando informação estatística trimestral referente ao período entre 2000

e 2020. O estudo investiga se e em que medida as decisões de fecundidade constituem indicadores avançados, coincidentes ou retardados do ciclo económico, e qual o período de antecipação desses ciclos sinalizado pela dinâmica da fecundidade.

Os resultados empíricos obtidos confirmam a existência de uma relação de causalidade de Granger entre a fecundidade e a taxa de crescimento do PIB real trimestral e sugerem que as decisões de fecundidade são um indicador avançado dos ciclos económicos em Portugal, antecipando em três trimestres os pontos de inflexão na actividade económica. As decisões de fecundidade apresentam um comportamento pró-cíclico em relação à dinâmica da actividade económica, antecipando as trajectórias do PIB. Os resultados da estimação do modelo ARMAX com desfasamento dinâmico finito sugerem que o valor dos multiplicadores de curto e de longo prazo em resultados de choques na fecundidade são relevantes. Estes resultados, obtidos usando informação trimestral agregada, são consistentes com os obtidos recentemente por Buckles et al. (2021) para os Estados Unidos da América, onde se usou informação estatística a um nível micro. Investigações futuras considerando outras variáveis económicas e um período temporal mais alargado devem ser efectuadas para confirmar ou rejeitar a robustez destas conclusões.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

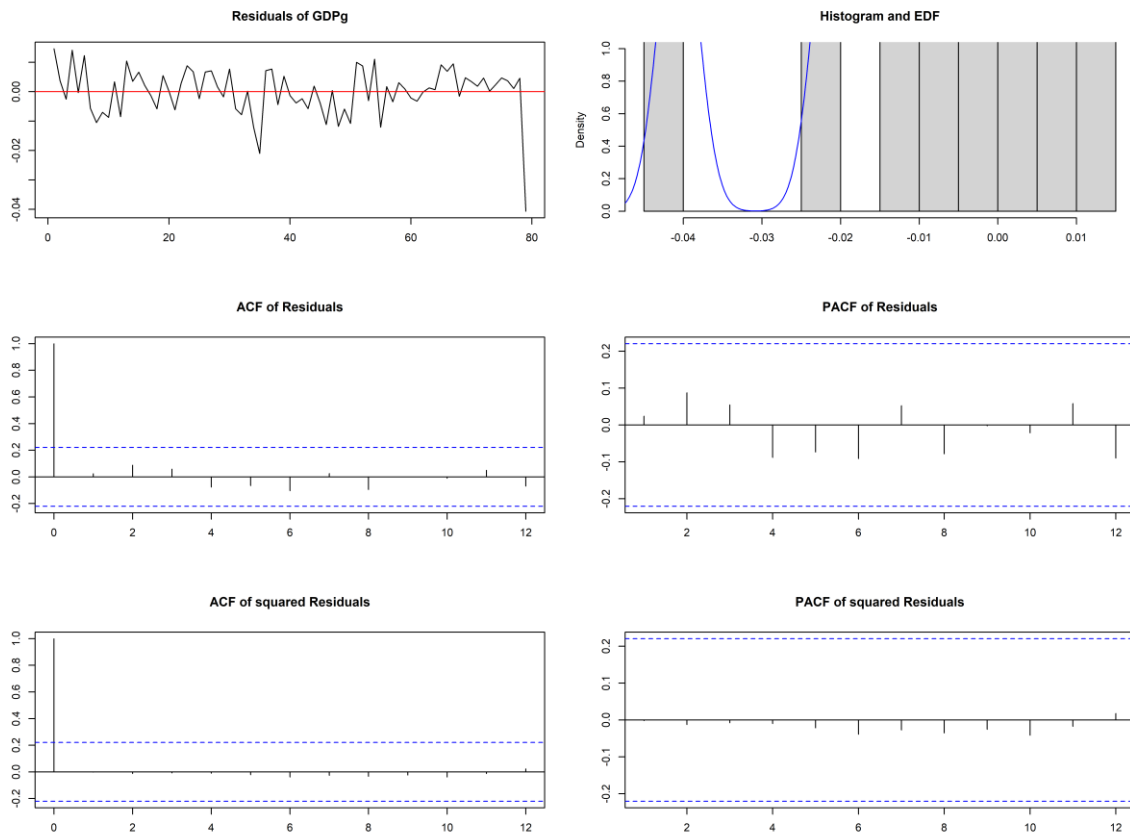
- ANANAT, E., Gruber, J., & Levine, P. (2007). Abortion legalization and life-cycle fertility. *Journal of Human Resources*, 42, 375–397.
- ASHOFTEH, A., & Bravo, J. M. (2021). Life Table Forecasting in COVID-19 Times: An Ensemble Learning Approach. Proceedings of CISTI'2021 - 16th Iberian Conference on Information Systems and Technologies, in press.
- AYUSO, M., Bravo, J. M. & Holzmann, R. (2021a). Getting Life Expectancy Estimates Right for Pension Policy: Period versus Cohort Approach. *Journal of Pension Economics and Finance*, 20(2), 212–231.
- AYUSO, M., Bravo, J. M., Holzmann, R. & Palmer, E. (2021b). Automatic indexation of the pension age to life expectancy: When policy design matters. *Risks*, 9(5), 96. <https://doi.org/10.3390/risks9050096>.
- BECKER, G., & Barro, R. (1988). A Reformulation of the Economic Theory of Fertility. *Quarterly Journal of Economics* 103, 1-25.
- BECKER, G. (1960). *An Economic Analysis of Fertility*. In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Columbia University Press.
- BELLIDO, H., & Marcén, M. (2014). Divorce laws and fertility. *Labour Economics*, 27, 56–70.
- BELLIDO, H., & Marcén, M. (2019). Fertility and the business cycle: the European case. *Review of Economics of the Household* 17, 1289–1319.
- BELLIDO, H., & Marcén, M., & Molina, J. (2016). The Effect of Culture on Fertility Behavior of US Teen Mothers, *Feminist Economics*, 22:3, 101-126.
- BJÖRKLUND, A. (2006). Does family policy affect fertility? *Journal of Population Economics*, 19, 3–24.
- BONGAARTS, J., & Sobotka, T. (2012). A demographic explanation for the recent rise in European fertility. *Population and Development Review*, 38, 83–120.
- BRAVO, J. M. (2019). Funding for Longer Lives: Retirement Wallet and Risk-Sharing Annuities. *Ekonomiaz*, 96(2), 268–291.
- BRAVO, J. M. (2020). Longevity-Linked Life Annuities: A Bayesian Model Ensemble Pricing Approach. CAPSI 2020 *Proceedings*. 29. <https://aisel.aisnet.org/capsi2020/29> (Atas da 20ª Conferência da Associação Portuguesa de Sistemas de Informação 2020).
- BRAVO, J. M. (2021a). Pricing Participating Longevity-Linked Life Annuities: A Bayesian Model Ensemble approach. *European Actuarial Journal*, <https://doi.org/10.1007/s13385-021-00279-w>.
- BRAVO, J. M. (2021b). The Demographics of Defense and Security in Japan. In Á. Rocha et al. (eds.), *Developments and Advances in Defense and Security: Proceedings of MICRADS 2021 (The 2021 Multidisciplinary International Conference of Research Applied to Defense and Security)* Springer Smart Innovation, Systems and Technologies, in press.
- BRAVO, J. M., & Ayuso, M. (2020). Previsões de mortalidade e de esperança de vida mediante combinação Bayesiana de modelos: Uma aplicação à população portuguesa. *RISTI - Revista Ibérica de Sistemas e Tecnologias de Informação*, E40, 128–144 (Dec 2020).

- BRAVO, J. M., & Ayuso, M. (2021). Forecasting the retirement age: A Bayesian Model Ensemble Approach. In Á. Rocha et al. (Eds.), Trends and Applications in Information Systems and Technologies, WorldCIST 2021, AISC 1365, pp. 1–13, Springer Nature, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-72657-7_12
- BRAVO, J. M., & Coelho, E. (2019). Forecasting Subnational Demographic Data using Seasonal Time Series Methods. Atas da Conferencia da Associação Portuguesa de Sistemas de Informação 2019 (CAPSI 2019 Proceedings, 24).
- BRAVO, J. M., & Coelho E. (2020). Modelling Monthly Births and Deaths Using Seasonal Forecasting Methods as an Input for Population Estimates. In: Skiadas C., Skiadas C. (eds) Demography of Population Health, Aging and Health Expenditures. *The Springer Series on Demographic Methods and Population Analysis*, vol 50. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-44695-6_14.
- BRAVO, J. M., & El Mekkaoui de Freitas, N. (2018). Valuation of longevity-linked life annuities. *Insurance: Mathematics and Economics*, 78, 212–229.
- BRAVO, J. M., & Herce, J. A. (2020). Career Breaks, Broken Pensions? Long-run Effects of Early and Late-career Unemployment Spells on Pension Entitlements. *Journal of Pension Economics and Finance*, 1–27. <https://doi.org/10.1017/S1474747220000189>.
- BRAVO, J. M., & Nunes, J. P. V. (2021). Pricing Longevity Derivatives via Fourier Transforms. *Insurance: Mathematics and Economics*, 96, 81–97.
- BRAVO, J. M., Ayuso, M., Holzmann, R. & Palmer, E. (2021a). Addressing the Life Expectancy Gap in Pension Policy. *Insurance: Mathematics and Economics*, 99, 200–221 <https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2021.03.025>.
- BRAVO, J. M., Ayuso, M., Holzmann, R. & Palmer, E. (2021b). Intergenerational actuarial fairness when longevity increases: amending the retirement age. Preprint to submit to *Scandinavian Actuarial Journal*.
- BREWSTER, K., & Rindfuss, R. (2000). Fertility and women’s employment in industrialized nations. *Annual review of sociology*, 26, 271–296.
- BROWN, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, B 37:149–163.
- BUCKLES, K., Hungerman, D., & Lugauer, S. (2021). Is fertility a leading economic indicator? *The Economic Journal*, 131(634), 541–565.
- DICKEY, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- DICKEY, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root’. *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- DICKEY, D. A., & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4), 455–461.
- DICKEY, D. A., Hasza, D. P., & Fuller, W. A. (1984). Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, 5, 355–367.
- DOEPKE, M. (2005). Child mortality and fertility decline: does the Barro-Becker model fit the facts? *Journal of Population Economics*, 18, 337–366.

- GAUTHIER, A. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26, 323–346.
- GRANGER, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3): 424–438.
- GYOMAI, G., & Guidetti, E. (2012). *OECD System of Composite Leading Indicators*. Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD Publications).
- HYLLEBERG, S., Engle, R., Granger, C., & Yoo, B. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics* 44(1): 215-238.
- KEARNEY, M. S., & Levine, P. B. (2014). Income Inequality and Early Nonmarital Childbearing. *Journal of Human Resources*, 49(1), 1-31.
- LÜTKEPOHL, H. (2006). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, New York.
- OECD. (2008). *Handbook on constructing composite indicators: Methodology and user guide*. Paris: OECD Publishing.
- PHILLIPS, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75(2), 335–346.
- SOBOTKA, T., Skirbekk, V., & Philipov, D. (2011). Economic recession and fertility in the developed world. *Population and Development Review*, 37, 267–306.

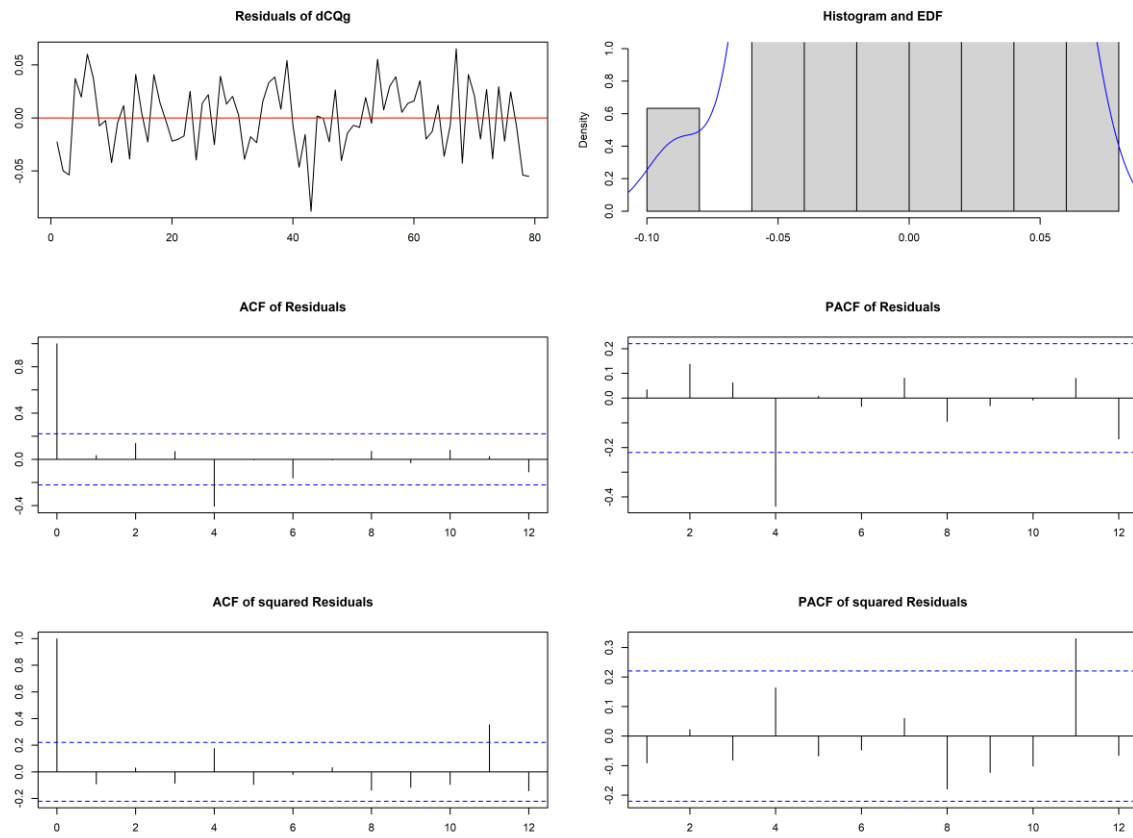
ANEXO A: RESULTADOS COMPLEMENTARES

Figura A1: Análise dos resíduos da equação de GDPg do modelo VAR(1)



Fonte: Cálculos próprios.

Figura A2: Análise dos resíduos da equação de dCQg do modelo VAR(1)



Fonte: Cálculos próprios.